

بررسی وجوه رژیم غیرریکاردویی با تفسیر جدید در ایران

حسین مرزبان^{۱*}، منصور زیبایی^۲، روح‌اله شهنازی^۳، مهدی صارم^۴

۱. دانشیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز، dr.marzban@gmail.com

۲. استاد اقتصاد کشاورزی، دانشکده کشاورزی دانشگاه شیراز، zibaei@shirazu.ac.ir

۳. استادیار اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز، rshahnazi2004@yahoo.com

۴. دانشجوی دکتری اقتصاد، دانشکده اقتصاد دانشگاه شیراز، mehdi_sarem@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۳۹۴/۰۸/۰۴ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۴/۱۱/۲۵

چکیده

هدف از مقاله حاضر بررسی شرایط رژیم غیرریکاردویی با تفسیر جدید آن در اقتصاد ایران می‌باشد. بر اساس مشاهدات فصلی مربوط به دوره ۱۳۹۱-۱۳۶۹، برخی از نشانه‌های وجود این سیاست در اقتصاد ایران نمایان شده است. به منظور اثبات یا رد این فرضیه، یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، طرح و پارامترهای سیاست‌های پولی و مالی الگو با رویکرد بیزین برآورد شده است. نتایج بیانگر سیاست پولی انفعالی و سیاست مالی فعال بوده که دلالت بر وجود یک رژیم سیاستی غیرریکاردویی با تفسیر جدید آن داشته است. به منظور راستی آزمایی نتایج، از معیارهای نسبت احتمالات پسین، توابع واکنش آنی و تحلیل حساسیت استفاده شده است. بر اساس معیار نسبت احتمالات پسین، الگوی غیرریکاردویی نسبت به الگوی ریکاردویی توانایی بالاتری در توضیح مشاهدات دارد و بر اساس توابع واکنش آنی، رفتار متغیرهای اقتصادی در واکنش به یک شوک مثبت بدهی دولت، در حالت رژیم غیرریکاردویی انطباق بیشتری با شرایط اقتصادی ایران دارد.

طبقه‌بندی JEL: E12, E31, E42, E43

واژه‌های کلیدی: رژیم غیرریکاردویی، رژیم ریکاردویی، تعادل عمومی پویای تصادفی،

ثبات سطح قیمت‌ها، سیاست فعال

۱. مقدمه

بر اساس نظریه سنتی مقداری پول، یگانه راه جلوگیری از نوسان سطح قیمت‌ها، کنترل حجم پول در گردش از سوی بانک مرکزی است. دو انتقاد جدی بر این نظریه می‌توان وارد کرد: اولاً، بر اساس این نظریه، هم سطح عمومی قیمت‌ها و هم عرضه اسمی پول به طور کامل نامعین خواهند بود.^۱ دوماً، با فرض قبول وجود رژیم ریکاردویی^۲، به دلیل تعادل مستمر در بودجه دولت، سیاست مالی نقش مهمی در اقتصاد ندارد. این نتیجه در مطالعات مختلفی از جمله سارجنت و والاس^۳ (۱۹۸۱) مورد انتقاد جدی قرار گرفته است. بر اساس این مقاله، لیپر^۴ (۱۹۹۱) سیاست‌های اقتصادی را به دو دسته فعال (غالب) و انفعالی (مغلوب) تقسیم کرده است.^۵ سیاست فعال، سیاستی است که برای وضعیت بدهی دولت اهمیتی قائل نبوده و در تعیین متغیر کنترل (ابزار سیاستی) خود آزادانه عمل می‌کند. در طرف مقابل، یک سیاست انفعالی به شوک‌های بدهی دولت واکنش نشان داده و رفتار آن مقید به عمل واحدهای اقتصادی و همچنین رفتار سیاست‌گذار فعال است. در این ساختار، سیاست پولی انفعالی بیانگر تفسیر سنتی از رژیم غیرریکاردویی است که توسط آییگاری و گرتر^۶ (۱۹۸۵) مطرح شده است.

وودفورد^۷ (۱۹۹۵)، کانال اثرگذاری سیاست مالی بر سطح عمومی قیمت‌ها را در قالب نظریه مالی سطح قیمت^۸ نشان می‌دهد. بر اساس تئوری مالی، بودجه بین دوره‌ای دولت یک شرط تعادلی است (و نه یک اتحاد) که تنها به ازای سطوح خاصی از قیمت برقرار می‌شود. همچنین وودفورد معتقد است، که مالیات تورمی سبب تغییر در سطح عمومی قیمت‌ها می‌شود، ولی این مطلب را نباید به معنای اثرگذاری سیاست مالی تلقی کرد و کماکان این سیاست‌های پولی هستند که بر سطح قیمت‌ها اثرگذارند. سیاستی را مالی غیرریکاردویی می‌خوانیم که وقتی دولت قادر به پرداخت بدهی خود نباشد

1. Woodford (1995)

۲. هرگاه شوک‌های مالی بر قیمت‌های تعادلی، نرخ‌های بهره و تراز حقیقی پول اثرگذار نباشند گفته می‌شود سیاست‌های اقتصادی ویژگی ریکاردویی دارند (والش ۲۰۱۰).

3. Sargent and Wallace (1981)

4. Leeper (1991)

5. Active and Passive Policies

6. Aiyagari and Gertler (1985)

7. Woodford (1995, 2000)

8. Fiscal Theory of Price Level (FTPL)

سیاست‌گذار پولی مجبور به ایجاد یک شوک تورمی شود تا ارزش اسمی بدهی دولت را کاهش دهد. چنین سیاست مالی است که سطح عمومی قیمت‌های تعادلی اقتصاد را مشخص می‌کند. وجه تمایز دیگر تئوری مالی (در مقایسه با تفسیر سنتی رژیم غیرریکاردویی) در ذکر یکسری ادوار تاریخی است که در آنها اگرچه اقتصاد با رشد عرضه پول مواجه نبوده است، اما سطح قیمت‌ها روندی افزایشی داشته و با تثبیت نرخ بهره سعی می‌شود تا تغییری در سطح بدهی‌های دولت صورت نگیرد.^۱ که این تثبیت نرخ بهره در طول زمان سبب فشار بر منابع مالی و در نهایت تشدید تورم است^۲، بنابراین بر اساس نظریه مالی، حتی در غیاب عدم رشد حجم پول، افزایش بدهی‌های دولت می‌تواند موجب بروز تورم شود.

هدف مقاله حاضر بررسی ویژگی سیاست مالی غیرریکاردویی با تفسیر جدید آن در اقتصاد ایران طی دوره ۱۳۶۹-۱۳۹۱ است. بدین منظور در قالب یک الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی، ویژگی سیاست‌های پولی و مالی در ایران بر اساس توابع واکنش آنها مورد بررسی قرار گرفته و سپس در کنار سایر مشاهدات به این سوال پاسخ داده می‌شود که آیا در ایران تفسیر جدید از رژیم غیرریکاردویی برقرار بوده یا خیر. این مقاله دارای بخش‌هایی به شرح زیر است:

بخش ۲، به مرور تحقیقات پیشین، بخش ۳، به بررسی آماری مشاهدات اقتصادی ایران، بخش ۴، به مدل‌سازی اقتصاد ایران، بخش ۵، به برآورد الگو، بخش ۶، به راستی‌آزمایی نتایج الگو و در نهایت بخش ۷ به بررسی نتایج مطالعه اختصاص دارد.

۲. مروری بر تحقیقات پیشین

کیم^۳ (۲۰۰۳)، با پذیرش تئوری مالی سطح قیمت، به بررسی شوک‌های ساختاری در یک الگوی تعادل عمومی می‌پردازد. نتایج مطالعه وی نشان می‌دهد که اثرات شوک‌ها تحت رژیم تئوری مالی بسیار متفاوت از نتایج تئوری پول گرایان است.

۱. به عنوان مثال می‌توان به دوره زمانی ۱۹۴۲-۱۹۵۱ اشاره کرد که توافق نامه‌ای میان خزانه داری آمریکا و بانک مرکزی آن کشور به تصویب رسیده که به رژیم حفظ قیمت اوراق (Bond-Price support regime) معروف است (Woodford 2000). در این رژیم، به منظور حفظ ارزش اسمی بدهی‌های دولت (اوراق قرضه) سیاست نرخ بهره اسمی ثابت اجرا شده است.

2. Woodford (2000)

3. Kim (2003)

سال^۱ (۲۰۰۴)، سیاست‌های ریکاردویی و غیریکاردویی را در ساختار یک مدل نسل‌های هم‌پوشان بررسی می‌کند. نتایج این مطالعه نشان می‌دهد در دوره ۱۹۷۹-۱۹۶۰ سیاست مالی آمریکا به صورت غیریکاردویی و از ۱۹۹۰ به بعد به صورت ریکاردویی بوده است.

فان و دیگران (۲۰۱۳)^۲، با استفاده از داده‌های سری زمانی انگلستان و به‌کارگیری استنباط غیرمستقیم در قالب یک الگوی تصحیح خطای برداری^۳، به این نتیجه رسیده‌اند که نمی‌توان هیچ‌کدام از تئوری‌های پولی و مالی سطح قیمت را رد کرد، بلکه هر کدام از آن‌ها در یک دوره زمانی تعیین‌کننده سطح قیمت بوده‌اند.

۳. برخی مشاهدات از وجود رژیم غیریکاردویی در ایران

داده‌های مورد استفاده در مطالعه حاضر دوره فصلی ۱۳۶۹-۱۳۹۱ می‌باشد^۴ که در آن اقتصاد کشور شاهد تحولات مختلفی بوده است که فرضیه وجود رژیم غیریکاردویی را در ایران تقویت می‌کند. در ادامه به برخی از این شواهد اشاره می‌شود.

۱.۳. نامعین بودن سطح عمومی قیمت‌ها^۵

نامعین بودن سطح عمومی قیمت‌ها می‌تواند به دلیل نامعین بودن اسمی^۶ یا چندگانگی جواب^۷ (عدم وجود جواب یگانه) باشد. نامعین بودن اسمی زمانی رخ می‌دهد که متغیرهای اسمی اقتصاد کلان از جمله حجم اسمی پول، درآمد اسمی و سطح قیمت‌ها توسط محدودیت‌های اقتصادی مشخص نشود. در دنیای واقعی این حالت مربوط به دورانی است که بانک مرکزی نتواند یک لنگر اسمی^۸ فراهم آورد. به طور کلی

1. Sala (2004)

2. Fan, Minford and Ou (2013)

3. Vector error correction model (VECM)

۴. داده‌های مورد استفاده از بانک مرکزی ایران و پژوهشکده پولی و بانکی گرفته شده‌اند. همچنین داده‌ها ابتدا فصلی زدایی شده و سپس تغییرات مورد نیاز به صورت سالانه محاسبه شده‌اند.

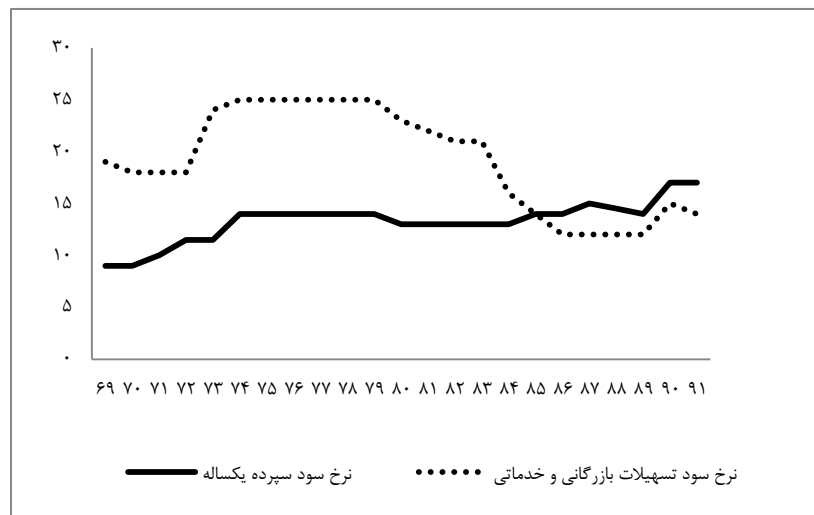
5. Price Level Indeterminacy

6. Nominal Indeterminacy

7. Solution Multiplicity

۸. لنگر اسمی متغیری است که بانک مرکزی جهت کنترل و ثابت نگه داشتن انتظارات بخش خصوصی از سطح عمومی قیمت یا مسیر آن یا فعالیت‌هایی که قرار است جهت رسیدن به آن انجام دهد، به کار می‌گیرد.

دو نوع لنگر اسمی در اقتصاد وجود دارد: لنگر اسمی مقداری^۱ و لنگر اسمی قیمتی^۲. در لنگر اسمی مقداری، یک معیار پولی (به عنوان مثال پایه پولی) به عنوان هدف بانک مرکزی انتخاب می‌شود، و در لنگر اسمی قیمتی، نرخ ارز یا نرخ بهره هدف قرار می‌گیرد. نکته مهمی که باید مورد توجه قرار گیرد این است که اگر نرخ بهره تحت کنترل باشد، هدف گذاری نرخ ارز تبعات منفی به همراه خواهد داشت و اگر نرخ بهره کنترل شود آن گاه لازمه ثبات سطح قیمت، تغییر آزادانه نرخ ارز است. نمودار (۱)، روند زمانی سالانه نرخ سود سپرده گذاری یکساله و نرخ سود تسهیلات بازرگانی و خدماتی را نشان می‌دهد. مطابق نمودار اگرچه نرخ‌های سود بین دو سال متوالی متغیر بوده، اما در طول یک سال مشخص، به صورت یک نرخ ثابت (و احتمالاً یک نرخ هدف) پیگیری شده است.



نمودار ۱. روند زمانی سالانه نرخ سود سپرده گذاری یکساله و نرخ سود تسهیلات بازرگانی و خدماتی

منبع: پایگاه داده‌های سری زمانی بانک مرکزی (برحسب درصد)

نمودار (۲) روند زمانی نرخ ارز اسمی رسمی را در دوره مشابه نشان می‌دهد:

1. Quantity-Based Nominal Anchor
2. Price-Based Nominal Anchor



نمودار ۲. روند زمانی نرخ ارز اسمی رسمی

منبع: پایگاه داده‌های سری زمانی بانک مرکزی (برحسب ریال)

برخلاف نرخ‌های سود، نرخ ارز اسمی هم در طی دو سال متوالی و هم در طول یک سال مشخص دارای نوسان و تغییرات بوده، اما تغییرات آن قابل توجه نبوده، به‌طوری که درصد تغییر در نرخ ارز اسمی رسمی بین سال‌های ۱۳۸۱ (شروع یکسان سازی نرخ ارز) تا ۱۳۹۰ (سال پایان سیاست) حدود ۳۷ درصد است، در حالی که بر مبنای سال پایه ۱۳۸۳، نرخ رشد سطح عمومی قیمت‌ها برابر ۲۶۴ درصد بوده است. از یک سو، دولت به عنوان عامل انحصاری عرضه ارز در بازار، سعی در کنترل نرخ آن داشته، و از سوی دیگر نرخ‌های سود به صورت دستوری تعیین شده است، بنابراین به نظر می‌رسد دولت به طور همزمان سعی در کنترل نرخ ارز و نرخ سود داشته است که نتیجه آن نمی‌تواند ثبات سطح قیمت‌ها (که از ویژگی‌های وجود رژیم ریکاردویی است) باشد. به عبارت دیگر، بانک مرکزی در این دوره از متغیرهایی به عنوان لنگر اسمی استفاده کرده که نتوانسته است ثبات سطح قیمتی را به همراه داشته باشد.

۲.۳. بدهی دولت و تغییرات در پایه پولی

در هر کشوری، دولت با یک حد مالی مواجه است که این حد عبارت است از حداکثر مقدار نسبت بدهی دولت به تولید ناخالص داخلی که می‌تواند بدون ریسک

اعتباری^۱ یا ایجاد تورم بالاتر، تحمل شود. هر قدر بدهی دولت به حد مالی نزدیک‌تر شود احتمال اینکه دولت به دنبال کاهش ارزش بدهی خود باشد بیشتر می‌شود. کشوری که در حد مالی خود قرار دارد این آزادی عمل را ندارد که با مزادهاى بودجه بیشتر در آینده بتواند پشتوانه‌ای برای افزایش بدهی خود فراهم آورد، بنابراین بدهی اسمی بالاتر باید از طریق افزایش در سطح قیمت کاهش یابد تا این اطمینان حاصل شود که ارزش حقیقی بدهی سازگار با حد مالی است، در این حالت گفته می‌شود که تورم مالی^۲ اتفاق افتاده است. وقوع یک چنین تورمی در یک رژیم غیرریکاردویی به دلیل غالب بودن هدف سیاست‌گذار مالی، وجود قابل پیش بینی است.

در ایران مطابق با آمارهای رسمی منتشر شده، متوسط نرخ رشد بدهی اسمی دولت^۳ در دوره مورد بررسی برابر با ۱۹/۳ درصد و متوسط نرخ رشد بدهی حقیقی برابر با ۰/۷- درصد می‌باشد، به عبارت دیگر نرخ تورم ناشی از افزایش بدهی دولت نسبت به حد مالی شیب شده است تا ارزش حقیقی بدهی‌های دولت به میزان ۲۰ درصد کاهش یابد. همچنین متوسط نرخ رشد پایه پولی اسمی برابر ۲۲/۷ درصد و متوسط نرخ رشد پایه پولی حقیقی برابر ۲/۳ درصد بوده و تورم دوره موجب کاهش ارزش ۲۰/۴ درصدی پایه پولی شده است. دلایل فوق اگرچه تحلیل آماری داده‌های دوره تحت بررسی است، اما می‌تواند احتمال وجود رژیم غیرریکاردویی در اقتصاد ایران را تقویت کند.

۴. بیان الگو

در این مطالعه از یک ساختار الگوی تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر رویکرد نیو کینزین شامل چهار بخش خانوار، بنگاه، سیاست پولی و سیاست مالی به منظور بررسی سیاست‌های پولی و مالی استفاده می‌شود.

۱.۴. خانوار

هدف خانوار حداکثر نمودن تابع مطلوبیت زیر نسبت به قید بودجه است:

۱. منظور از ریسک اعتباری، عدم توانایی دولت در بازپرداخت بدهی‌های معوق خود می‌باشد.

2. Fiscal Inflation

۳. بدهی دولت در این مطالعه برابر مجموع بدهی دولت به بانک مرکزی و به سیستم بانکی می‌باشد. به دلیل عدم دسترسی به اطلاعات مستند، بدهی دولت به بخش خصوصی (به عنوان مثال پیمانکاران خصوصی) در محاسبات اخیر لحاظ نشده است.

$$U_t = E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\frac{(C_t - hC_{t-1})^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{(M_t/P_t)^{1-\varpi}}{1-\varpi} - \frac{L_t^{1+\phi_L}}{1+\phi_L} \right] \quad (1)$$

که β عامل تنزیل ذهنی، C_t شاخص مصرف، M_t تراز اسمی پول، P_t سطح عمومی قیمت، L_t زمان کاری شخص، σ معکوس کشش جانشینی بین دوره‌ای مصرف، h پارامتر ثبات عادت^۱، ϖ کشش تقاضای پول و ϕ_L معکوس کشش عرضه کار می‌باشد. قید بودجه خانوار به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$P_t C_t + B_t^P + M_t + I_t \leq W_t L_t + R_{t-1} B_{t-1}^P + M_{t-1} + r_t^k Z_t K_{t-1} + TR_t - T_t \quad (2)$$

خانوار منابع مالی خود را بین مصرف، اوراق قرضه اسمی (B_t^P)، مخارج سرمایه‌گذاری (I_t) و تراز پول تقسیم می‌کند. همچنین W_t دستمزد کار، R_{t-1} نرخ بهره اسمی ناخالص ($R_{t-1} = 1 + r_{t-1}$)، r_t^k نرخ بهره حقیقی سرمایه، K_t حجم سرمایه، Z_t نرخ کاربری سرمایه، TR_t پرداخت انتقالی و T_t مالیات پرداختی می‌باشد. علاوه بر قید بودجه، خانوار مواجه با قاعده سرمایه‌گذاری به صورت زیر خواهد بود:

$$K_t = (1-\delta)K_{t-1} + (1-S(\frac{I_t}{I_{t-1}}))I_t \quad (3)$$

که در رابطه فوق $S(\cdot)$ تابع هزینه تعدیل سرمایه‌گذاری است. هدف خانوار حداکثر کردن رابطه (۱) نسبت به قید بودجه (۲) و قاعده سرمایه‌گذاری (۳) می‌باشد که از حل آن مسیرهای بهینه مصرف، تقاضای پول، حجم سرمایه، سرمایه‌گذاری و اوراق قرضه مشخص می‌شود^۲. از طرفی فرض می‌شود خانوار به عنوان عرضه کننده نیروی کار قابلیت چانه زنی دستمزد را دارد، به این صورت که در هر دوره یک نسبت $(1-\theta_w)$ از خانوارها دستمزد خود را به صورت بهینه تعیین کرده و مابقی با توجه به تورم دوره قبل و به صورت $W_t = W_{t-1}(1+\pi_{t-1})^{\gamma_w}$ دستمزد خود را تعیین می‌کنند که γ_w درجه تعدیل نسبت به تورم دوره قبل می‌باشد.

اگر حروف کوچک بیانگر مقادیر حقیقی متغیرها و تعریف \hat{x}_t به صورت $\hat{x}_t = \ln(x_t) - \ln(\bar{x})$ باشد که \bar{x} نقطه وضعیت پایدار متغیرها است، آنگاه خطی شده شرایط بهینه مرتبه اول حول نقطه وضعیت پایدار عبارت است از:

1. Habit Persistence

۲. به دلیل عدم فضای کافی، تنها به فرم کلی روابط و مسائل بهینه‌سازی اشاره می‌شود.

$$\begin{aligned} \hat{c}_t &= \frac{(h/\lambda)}{1+(h/\lambda)} \hat{c}_{t-1} + \frac{1}{1+(h/\lambda)} E_t \hat{c}_{t+1} - \frac{1-(h/\lambda)}{\sigma(1+(h/\lambda))} (\hat{r}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) \\ \hat{m}_t &= \frac{\sigma}{\omega} \left[\frac{1}{1-(h/\lambda)} \hat{c}_t - \frac{h/\lambda}{1-(h/\lambda)} \hat{c}_{t-1} \right] - \frac{1}{\omega} \frac{1}{\bar{r}} \hat{r}_t \\ \hat{i}_t &= \frac{1}{1+\beta\lambda} \left(\hat{i}_{t-1} + \beta\lambda E_t \hat{i}_{t+1} + \frac{1}{\lambda^\gamma \varphi} \hat{q}_t \right) \\ \hat{q}_t &= \frac{1}{R^k + (1-\delta)} \left((1-\delta) E_t \hat{q}_{t+1} + R^k E_t \hat{r}_{t+1}^k \right) - (\hat{i}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) \end{aligned} \quad (۴)$$

که در رابطه فوق π_t نرخ تورم، λ نرخ رشد مصرف در وضعیت پایدار، $\varphi = 1/S''$ ، قیمت سایه‌ای سرمایه (یا نسبت توبین که از تقسیم ضریب لاگرانژ قید سرمایه‌گذاری به قید بودجه حاصل می‌شود) و R^k نرخ بهره حقیقی ناخالص سرمایه می‌باشد. همچنین رابطه مربوط به بهینه‌سازی دستمزد بهینه به صورت زیر قابل بیان می‌باشد:

$$\begin{aligned} \hat{w}_t &= \frac{1}{1+\beta\lambda} [\hat{w}_{t-1} + \beta\lambda(E_t \hat{w}_{t+1} + E_t \hat{\pi}_{t+1}) - (1+\beta\lambda\gamma_w)\hat{\pi}_t + \gamma_w \hat{\pi}_{t-1} - \\ &\frac{(1-\beta\lambda\gamma_w)(1-\theta_w)}{\theta_w} (\hat{w}_t - \varphi_L \hat{L}_t - \frac{\sigma}{1-(h/\lambda)} (\hat{c}_t - \frac{h}{\lambda} \hat{c}_{t-1})) \end{aligned}$$

۲.۴. تولیدکننده

بنگاه‌های تولیدی شامل تولیدکننده کالای نهایی و واسطه‌ای هستند. تولیدکننده نهایی در یک فضای رقابت کامل و تولید کالای واسطه‌ای در یک فضای رقابتی انحصاری حضور دارند. قیمت گذاری در بخش واسطه‌ای همراه با فرض چسبندگی بوده و از روش کالوو (۱۹۸۳)^۱ برای حل مسئله بهینه‌سازی بنگاه استفاده می‌شود. تولیدکننده نهایی با خرید تولید کالاهای واسطه‌ای، آن را در قالب یک شاخص تولید به فروش می‌رساند و تولیدکننده واسطه‌ای با توجه به تابع تولید زیر عمل می‌کند:

$$Y_t(j) = \left(A_t K_{t,s}^\alpha(j) L_{t,s}^{1-\alpha} \right)^{-\varphi_j} \quad (۵)$$

که در این رابطه A_t بهره‌وری کل عوامل تولید، $K_{t,s}$ سرمایه مورد استفاده در تولید و φ_j سهم هزینه ثابت در تولید می‌باشد. فرض می‌شود سرمایه مورد استفاده در جریان تولید، تابعی از سرمایه نصب شده در دوره قبل و به صورت $K_{t,s} = Z_t K_{t-1}$ باشد و $Z_t = ((1-\zeta)/\zeta) \varepsilon_t^k$ فرض می‌شود که $\zeta \in [0,1]$ کشش تابع هزینه تعدیل سرمایه باشد. انباشت سرمایه نه تنها تابعی از قاعده سرمایه‌گذاری بوده، بلکه به کارایی مخارج سرمایه‌گذاری نیز بستگی دارد که با شوک تکنولوژی سرمایه‌گذاری بیان می‌شود. رابطه را به صورت زیر نشان داد:

$$K_t = \mu_1^k K_{t-1} + (1 - \mu_1^k) I_t + \mu_2^k \varepsilon_t^k \quad (6)$$

که ε_t^k شوک تکنولوژی سرمایه‌گذاری می‌باشد. مطابق با روش کالوو و کریستیانو و دیگران^۱ (۲۰۰۱)، منحنی فیلیپس نیوکینزین به صورت زیر حاصل می‌شود:

$$\begin{aligned} \hat{\pi}_t &= \eta_1 \pi_{t-1} + \eta_2 E_t \hat{\pi}_{t+1} + \eta_3 m\hat{c}_t + \varepsilon_t^\pi \\ m\hat{c}_t &= \alpha \hat{\varepsilon}_t^k + (1 - \alpha) \hat{w}_t - \hat{a}_t, \end{aligned} \quad (7)$$

$\eta_1 = \gamma_p \mu^{-1}$, $\eta_2 = \beta \lambda \mu^{-1}$, $\eta_3 = ((1 - \beta \lambda \theta)(1 - \theta) / \theta) \mu^{-1}$, $\mu = 1 + \beta \lambda \gamma_p$ که در رابطه فوق $m\hat{c}_t$ هزینه نهایی حقیقی بنگاه، ε_t^π شوک فشار هزینه، a_t شاخص بهره‌وری، θ درجه چسبندگی قیمت و γ_p درجه تعدیل قیمت نسبت به تورم دوره قبل است.

۳.۴. رفتار دولت

درآمد دولت از پنج منبع درآمد ارزی (فروش نفت و سایر کالاهای صادراتی)، مالیات، استقراض از بخش خصوصی و درآمد حاصل از چاپ پول جدید و سایرین حاصل می‌شود. درآمد ارزی به صورت $X_t = ROIL_t + NOR_t$ است که NOR_t صادرات غیرنفتی و $ROIL_t$ درآمد نفتی می‌باشد. مصارف آن به سه قسمت مخارج ارزی دولت (GOR_t)، فروش به بانک مرکزی و دریافت ریالی آن (GOM_t) و ذخیره در صندوق توسعه ملی (GOF_t) تقسیم می‌شود، بنابراین رابطه درآمد ارزی به صورت $X_t = GOR_t + GOM_t + GOF_t$ قابل بیان است. اگر نسبت هریک از این عوامل به کل

درآمد ارزی به صورت ϕ_t^j تعریف شود، آنگاه روند زمانی مصارف ارزی به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} \hat{g}or_t &= \hat{\phi}_t^{GOR} + \hat{x}_t, \quad \hat{g}om_t = \hat{\phi}_t^{GOM} + \hat{x}_t, \quad \hat{g}of_t = \hat{\phi}_t^{GOF} + \hat{x}_t \\ \hat{\phi}_t^j &= -\frac{1}{\phi_t^j} \sum_{i \neq j} \bar{\phi}_i \hat{\phi}_t^i, \quad i, j = GOR, GOM, GOF \end{aligned} \quad (8)$$

موجودی صندوق توسعه ملی به صورت $NDF_t = NDF_{t-1} + GOF_t - ENDF_t$ تعیین می‌شود. NDF_t ارزش ریالی موجودی پایان دوره صندوق و $ENDF_t$ خروجی آن می‌باشد. ارز فروخته شده به بانک مرکزی سبب افزایش ذخایر خارجی آن می‌باشد. $FA_t = FA_{t-1} + GOM_t - IM_t$ می‌شود که در رابطه فوق IM_t میزان فروش ارز بانک مرکزی و FA_t ارزش ریالی در پایان دوره t است. درآمد حاصل از مالیات با توجه به میزان بدهی دولت و حجم فعالیت اقتصادی کشور می‌تواند متغیر باشد. بر این اساس درآمد حقیقی مالیات به صورت زیر در نظر گرفته می‌شود:

$$t_t = \phi_b \frac{B_{t-1}}{P_{t-1}} + \phi_y y_t \quad (9)$$

هرچه مقدار پارامتر ϕ_b بیشتر باشد، آنگاه مالیات پستوانه مهم‌تری جهت تأمین مالی دولت محسوب می‌شود. بدهی دولت (B_t) شامل استقراض از بخش خصوصی و بانک‌های تجاری است که در هر دوره نرخ سود آن برابر r_t فرض می‌شود. اگر B_t^b بدهی دولت به سیستم بانکی باشد، آنگاه $B_t = B_t^p + B_t^b$. اگر DCB_t استقراض دولت از بانک مرکزی، G_t مخارج دولت و OR_t سایر درآمدهای آن باشد، آنگاه قید بودجه حقیقی دولت به صورت زیر قابل بیان است:

$$g_t + \frac{(1+i_{t-1})}{1+\pi_t} b_{t-1} = t_t + gor_t + gom_t + b_t + dcb_t + or_t \quad (10)$$

با جای‌گذاری مالیات حقیقی در قید بودجه حقیقی دولت، روند زمانی بدهی دولت به صورت زیر خواهد بود:

$$\begin{aligned} \hat{b}_t &= \alpha_1^b \hat{g}_t + \left(\frac{1}{\beta}\right) \hat{i}_{t-1} + \left(\frac{1}{\beta} - \phi_b\right) \hat{b}_{t-1} - \phi_y \alpha_r^b \hat{y}_t - \alpha_r^b \hat{g}or_t \\ &\quad - \alpha_r^b \hat{g}om_t - \alpha_\Delta^b \hat{or}_t - \alpha_\Delta^b \hat{dcb}_t \\ \alpha_1^b &= \frac{\bar{g}}{\bar{b}}, \quad \alpha_r^b = \frac{\bar{y}}{\bar{b}}, \quad \alpha_r^b = \frac{\bar{gor}}{\bar{b}}, \quad \alpha_r^b = \frac{\bar{gom}}{\bar{b}}, \quad \alpha_\Delta^b = \frac{\bar{or}}{\bar{b}}, \quad \alpha_\Delta^b = \frac{\bar{dcb}}{\bar{b}} \end{aligned} \quad (11)$$

مخارج دولت شامل دو قسمت عمرانی و جاری است که خطی شده آن‌ها به صورت $\bar{\phi}^{gc}\hat{\phi}_t^{gc} + \bar{\phi}^{gi}\hat{\phi}_t^{gi} = 0$ با شرط $\hat{g}_t^c = \hat{\phi}_t^{gc} + tr_t$, $\hat{g}_t^i = \hat{\phi}_t^{gi} + tr_t$ در روابط فوق g_t^c و g_t^i به ترتیب مخارج جاری و عمرانی ($g_t = g_t^c + g_t^i$) و $\hat{\phi}_t^i$: $i = gc, gi$ سهم آنها از کل مخارج دولت و tr_t کل درآمد حقیقی دولت می‌باشد.

۴.۴. رفتار بانک مرکزی

اگرچه در ایران تعیین نرخ سود تسهیلات به صورت صلاحدید انجام می‌شود، اما تغییرات در نرخ بهره تا حدودی وابسته به تغییرات در نرخ تورم است. بر این اساس، قاعده سیاست پولی در ایران به صورت زیر فرض می‌شود:

$$\hat{r}_t = \omega_1 \hat{r}_{t-1} + \omega_2 \hat{\pi}_t + \varepsilon_{rt} \quad (12)$$

که ε_{rt} شوک سیاست پولی است. به دلیل اینکه در ایران نرخ تورم هدف تعریف شده‌ای وجود ندارد، فرض می‌شود بانک مرکزی با توجه به نوسان‌های تورم نسبت به روند بلند مدت آن، تغییرات در نرخ بهره را اعمال می‌کند. وجه دوم سیاست پولی در ایران تغییرات در پایه پولی است که برحسب منابع به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$M_t = FA_t + DCB_t + DBS_t \quad (13)$$

که در رابطه فوق DBS_t بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی است. بخشی از بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی ناشی از بدهی دولت به بانک‌ها می‌باشد که اگر این بخش از بدهی با γ_t^{dbs} نشان داده شود، آنگاه خطی شده بدهی بانک‌ها به بانک مرکزی به صورت $dbs_t = \hat{\gamma}_t^{dbs} + \hat{b}_t^b$ قابل بیان است.

۵. برآورد الگو

در مطالعه حاضر از روش ترکیبی بیزین و کالیبراسیون به منظور تخمین و ارزیابی الگو استفاده می‌شود. داده‌های مورد استفاده سری زمانی متغیرهای فصلی در دوره ۱۳۶۹-۱۳۹۱ می‌باشد که از پایگاه اطلاعات سری زمانی بانک مرکزی استخراج شده‌اند.

با توجه به توضیحات ارائه شده، در جدول (۱) نتایج تخمین مربوط به پارامترها آمده است.^۱

جدول ۱. نتایج برآورد پارامترهای الگو به روش بی‌زین

پارامتر	توزیع پیشین	مقدار پیشین	مقدار پسین	خطای استاندارد	پارامتر	توزیع پیشین	مقدار پیشین	مقدار پسین	خطای استاندارد
h	بتا	۰/۶۳	۰/۶۸	۰/۱	φ_L	نرمال	۱/۹۴	۰/۴۶	۰/۱۵
σ	نرمال	۱/۵	۰/۷۵	۰/۳۷	δ	کالیبره	۰/۰۲	۰/۰۲	-
ω	کالیبره	۱/۳	۱/۳	-	β	بتا	۰/۹۹	۰/۹۶	۰/۰۴
ω_1	بتا	۰/۸۷	۰/۵۴	۰/۱	ϕ_b	کالیبره	۰/۰۴	۰/۰۴	-
ω_2	نرمال	۰/۱۹	۰/۹۲	۰/۲۵	ϕ_y	کالیبره	۰/۱	۰/۱	-
λ	کالیبره	۱/۵	۱/۵	-	μ_1^k	کالیبره	۰/۵	۰/۵	-
φ	نرمال	۴	۳/۵۹	۱/۵	μ_2^k	کالیبره	۰/۶۵	۰/۶۵	-
γ_w	بتا	۰/۳۲	۰/۶	۰/۱۵	α	نرمال	۰/۲۴	۰/۳۸	۰/۰۵
θ_w	بتا	۰/۸	۰/۷	۰/۱	θ	بتا	۰/۶	۰/۸۴	۰/۱
γ_p	بتا	۰/۴۷	۰/۸۵	۰/۱۵					

۱.۵. تحلیل نتایج

با توجه مطالعات به لیپر (۱۹۹۱)، وودفورد (۱۹۹۵) و کیم (۲۰۰۳)، فضای پارامترهای سیاستی را می‌توان به چهار دسته مجزا از هم تقسیم کرد:

۱- اگر $\phi_b < 1 - \frac{1}{\beta}$ و $\omega_2 > 1$ باشد، آنگاه واکنش قوی سیاست مالی به بدهی

حقیقی دولت و واکنش قوی سیاست پولی به نرخ تورم را نشان می‌دهد، که همان

۱. در این جدول برخی از پارامترها کالیبره شده است؛ روش کالیبره نیز بر اساس محاسبه مشتقات مرتبه اول حول نقطه وضعیت پایدار است. به عبارتی به دلیل اینکه ضریب هر پارامتر مبین میزان تغییر در متغیر مستقل بر متغیر وابسته است، بنابراین بررسی مشتق مرتبه اول در نقطه وضعیت پایدار می‌تواند برآوردی از پارامتر را حاصل کند.

شرایط سیاست پولی فعال و مالی انفعالی است. در این حالت نوسان‌های سطح تولید و نرخ تورم مستقل از قید بودجه دولت و سیاست مالی تعیین می‌شود.

۲- اگر $0 \leq \phi_b < \frac{1}{\beta} - 1$ و $0 \leq \omega_p < 1$ باشد، آنگاه سیاست مالی فعال و سیاست

پولی انفعالی خواهد بود. این حالت مبین شرایط رژیم غیرریکاردویی با تفسیر جدید بوده و سیاست مالی تعیین‌کننده سطح عمومی قیمت‌ها می‌باشد.

۳- اگر $0 \leq \phi_b < \frac{1}{\beta} - 1$ و $0 \leq \omega_p < 1$ باشد، هر دو سیاست پولی و مالی انفعالی هستند.

در این حالت سیاست غیرریکاردویی از نوع سنتی برقرار بوده و سیاست مالی از کانال سیاست پولی و تغییرات در حجم پول تعیین‌کننده سطح عمومی قیمت‌ها خواهد بود.

۴- اگر $0 \leq \phi_b < \frac{1}{\beta} - 1$ و $\omega_p > 1$ باشد، آنگاه هر دو سیاست فعال خواهند بود.

در ناحیه (۱)، به دلیل برقراری اصل تیلور، پیگیری ثبات قیمتی امکان‌پذیر است و در ناحیه (۲)، به دلیل عدم تأمین مالی کسری بودجه از مالیات‌ها، حجم پول جهت برقراری تراز بودجه افزایش می‌یابد. در نواحی (۳) و (۴)، شاهد قیمت تعادلی نخواهیم بود به طوری که در ناحیه سوم چندین مسیر تعادلی خواهیم داشت که مبین همان نتیجه سارجنت - والاس (۱۹۷۵) مبنی بر نامعین بودن سطح قیمت‌ها می‌باشد و ناحیه (۴)، مبین شرایطی است که در آن هیچ مسیر تعادلی وجود ندارد.

با توجه به برآورد پارامترها، $0.042 = \frac{1}{\beta} - 1 = 0.04$ و $\phi_b = 0.04$ و $\omega_p = 0.92$ ، که نشان

می‌دهد در ناحیه دوم قرار داریم که در آن سیاست مالی، فعال و سیاست پولی انفعالی بوده و برقراری رژیم غیرریکاردویی را نشان می‌دهد، نتیجه‌ای که با واقعیت اقتصاد ایران تطابق داشته و شواهد تجربی موجود در این زمینه نیز آن را تأیید می‌کند. اگر فرض صلاح دیدی بودن نرخ بهره در ایران و عدم وجود قاعده سیاست پولی را بپذیریم و کماکان شرط $0 \leq \phi_b < \frac{1}{\beta} - 1$ برقرار باشد، دوباره رژیم سیاستی غیرریکاردویی با تفسیر جدید حاصل می‌شود، که همان نتیجه ناحیه دوم می‌باشد، بنابراین مستقل از اینکه قاعده سیاست پولی مبتنی نرخ بهره برای اقتصاد ایران قابل تعریف باشد، شاهد برقراری رژیم غیرریکاردویی خواهیم بود.

با توجه به انفعالی بودن سیاست پولی، اگر شرط $0 \leq \phi_b < \frac{1}{\beta} - 1$ برقرار نباشد، آنگاه سیاست مالی نیز انفعالی خواهد بود و سبب استقرار در ناحیه (۳) می‌شود که در این شرایط اقتصاد با نامعین بودن سطح قیمت‌ها مواجه خواهد بود به طوری که یک مسیر با ثبات منحصر به فرد برای سطح قیمت تعادلی نخواهیم داشت. این نتیجه منطبق بر رژیم غیرریکاردویی سنتی می‌باشد که در آن سطح قیمت‌ها با مشکل عدم تعیین مواجه می‌باشند. بنابراین قرار گرفتن در هر یک از دو ناحیه دوم یا سوم، رژیم غیرریکاردویی (با تفسیر جدید و سنتی) را نتیجه می‌دهد.

۶. راستی آزمایی نتایج

برآورد پارامترهای الگوهای تعادل عمومی با رویکرد بیزین متأثر از عوامل مختلفی از جمله مقادیر اولیه و نحوه تصریح الگو می‌باشد و با تغییر این عوامل می‌توان انتظار داشت مقادیر برآورد شده نیز تغییر کنند. در این حالت لازم است با استفاده از معیارهای موجود، از میان مدل‌های مختلف برآورد شده، مدل مناسب منطبق بر واقعیات مشاهده شده از داده‌ها انتخاب شود. در تخمین به روش بیزین، معیارهای مختلفی برای انتخاب مدل مناسب وجود دارد که در این مقاله از میان آن‌ها، سه معیار نسبت احتمالات پسین^۱، توابع واکنش آنی و تحلیل حساسیت مورد استفاده قرار خواهد گرفت.

۱.۶. نسبت احتمالات پسین

مقاله حاضر به بررسی رژیم ریکاردویی (ناحیه اول) در مقابل رژیم غیرریکاردویی با تفسیر جدید (ناحیه دوم) پرداخته و بنابراین در آزمون فرضیه پیش‌رو، هدف آزمون ناحیه اول در مقابل ناحیه دوم است که مشخص شود آیا رژیم غیرریکاردویی حاصل از نتایج تخمین، مورد تأیید می‌باشد یا خیر. بدین منظور الگوی دیگری برآورد می‌شود، به طوری که جهت پارامترهای سیاست‌های پولی و مالی به سمت قرار گرفتن در ناحیه اول باشد (به عبارتی برقراری رژیم ریکاردویی). همچنین در یک ساختار تعادل عمومی پویای تصادفی مبتنی بر رویکرد بیزین، مهم‌ترین ابزار انجام آزمون فرضیه استفاده از

1. Posterior Odds Ratio (POR)

نسبت احتمالات پسین می‌باشد که در آن قیود وارد بر پارامترهای دو الگوی مختلف، مورد مقایسه قرار می‌گیرند. این آماره به صورت زیر تعریف می‌شود^۱:

$$POR_{1,2} = \frac{P(y|1)}{P(y|2)} = \frac{P(1) P(y|1)}{P(2) P(y|2)} = \frac{P(1)}{P(2)} BF_{1,2}$$

که $POR_{1,2}$ عبارت است از نسبت احتمالات پسین میان مدل‌های اول (رژیم غیرریکاردویی با تفسیر جدید) و مدل دوم (رژیم ریکاردویی)، $i = 1, 2$: چگالی احتمال مدل به شرط داده‌ها، $P(i)$: $i = 1, 2$ ، توزیع احتمال (باور) پیشین در مورد الگو، $P(y|i)$: $i = 1, 2$ چگالی داده‌ها به شرط الگو (درست‌نمایی حاشیه‌ای) و $BF_{1,2}$ فاکتور

بیز نام دارد که برای دو الگوی ۱ و ۲ به صورت $BF_{1,2} = \frac{P(y|1)}{P(y|2)}$ تعریف می‌شود. در

آماره $POR_{1,2}$ ، صورت کسر قدرت توضیح دهندگی پسین الگوی اول (رژیم غیرریکاردویی) و مخرج کسر قدرت توضیح دهندگی پسین الگوی دوم (رژیم ریکاردویی) را نشان می‌دهد، بنابراین اگر الگوی اول نسبت به الگوی دوم توضیح مناسب‌تری از داده‌های موجود ارائه دهد، آنگاه $POR_{1,2} > 1$ خواهد بود و بالعکس. $P(i)$ به باور شخصی محقق در مورد برقراری ساختار یک الگوی مشخص ارتباط دارد و هرچه محقق این گمان را داشته باشد که الگوی خاصی بر اقتصاد حاکم است، احتمال پیشین بیشتری به الگو می‌دهد. به طور معمول برای جلوگیری از ورود قضاوت شخصی به آماره فوق و همچنین وجود نا اطمینانی در مورد الگوی صحیح اقتصاد، فرض می‌شود که $P(1) = P(2)$ و بنابراین آماره نسبت احتمالات پسین برابر فاکتور بیز خواهد بود.

با توجه به فرض فوق، با محاسبه تابع درست‌نمایی حاشیه‌ای، آماره احتمالات پسین مشخص می‌شود. بر اساس قاعده بیز، تابع درست‌نمایی حاشیه‌ای برابر است با^۲:

$$P(y|i) = \int_{\Gamma_i} P(\Gamma_i|i) P(y|\Gamma_i, i) d\Gamma_i \quad i = 1, 2$$

که در رابطه فوق Γ_i مجموعه پارامترها تحت الگوی i -ام، $P(\Gamma_i|i)$ تابع چگالی پیشین پارامترها و $P(y|\Gamma_i, i)$ تابع چگالی داده‌ها می‌باشد. با توجه به چگالی حاشیه‌ای محاسبه شده داده‌ها، مقدار $POR_{1,2} = 1.06$ حاصل شده و نشان می‌دهد که الگوی اول

1. Koop (2003)
2. Lane (2002)

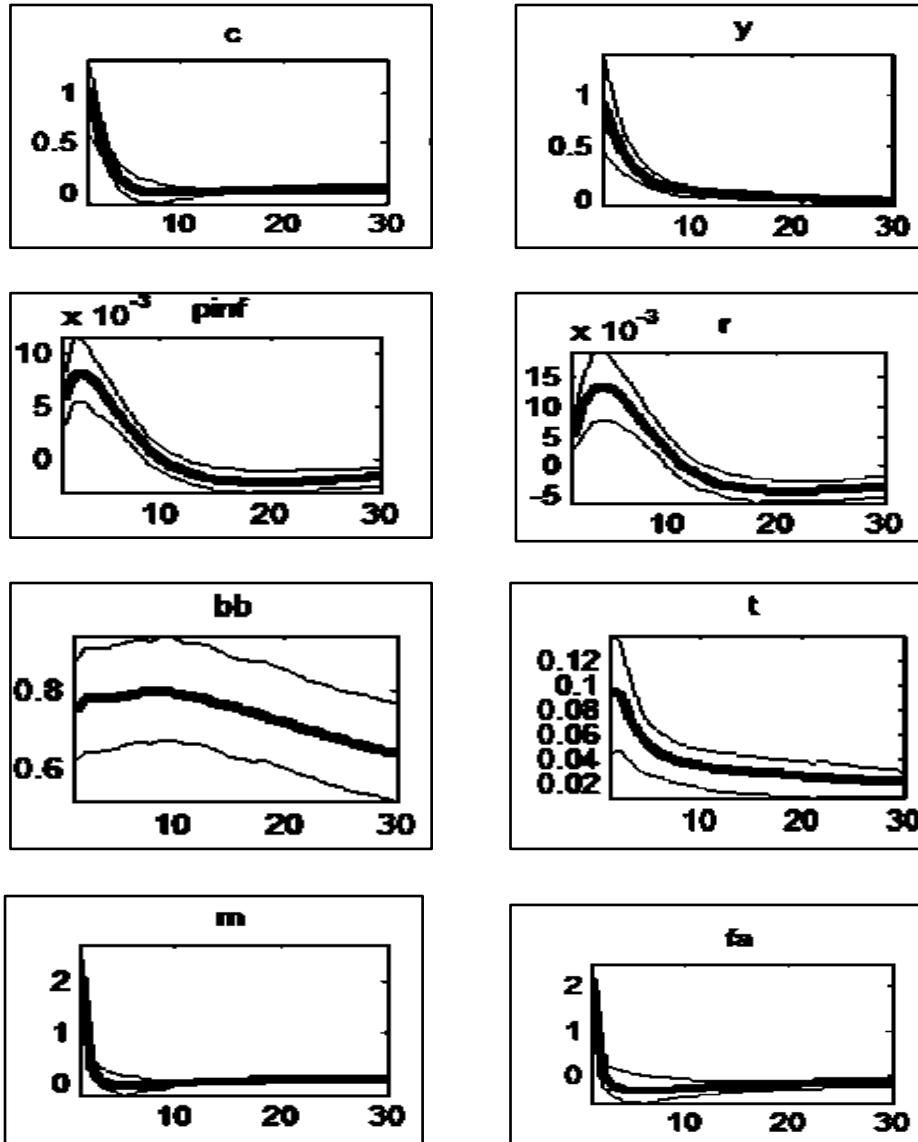
(رژیم غیرریکاردویی با تفسیر جدید) نسبت به الگوی دوم (رژیم ریکاردویی) در توضیح داده‌های الگو قابلیت بالاتری دارد.

۲.۶. توابع واکنش آنی

یکی از روش‌های تعیین درستی الگوی مورد بررسی، استفاده از توابع واکنش آنی می‌باشد. در این روش واکنش متغیرها نسبت به شوک وارد به ساختار الگو بررسی شده و با توجه به مسیر به دست آمده، انطباق میان آن و آنچه در واقعیت وجود دارد معیاری برای قضاوت الگو خواهد بود. بدین منظور فرض می‌شود در یک زمان مشخص یک شوک مثبت به بدهی دولت وارد شده است و سپس توابع واکنش آنی ابتدا تحت الگوی اول (غیرریکاردویی با تفسیر جدید) و سپس تحت الگوی دوم (ریکاردویی) بیان خواهد شد.

نمودار (۳)، توابع واکنش آنی تحت رژیم غیرریکاردویی و نمودار (۴)، این توابع را تحت رژیم ریکاردویی نشان می‌دهد. بررسی نمودارها نشان می‌دهد که در حالت سیاست غیرریکاردویی، نرخ تورم (π) به میزان ۰/۵ درصد و نرخ بهره اسمی (r) تقریباً به همین میزان افزایش یافته و بنابراین نرخ بهره حقیقی حدود صفر باقی می‌ماند، در حالی که در سیاست ریکاردویی نرخ تورم به میزان ۰/۲ درصد و نرخ بهره اسمی به میزان ۰/۵ درصد افزایش یافته و بنابراین نرخ بهره حقیقی به میزان ۰/۳ درصد افزایش می‌یابد. در بررسی مشاهدات مربوط به اقتصاد ایران ملاحظه می‌شود که نرخ بهره حقیقی اقتصاد روندی نزولی و منفی داشته است و بنابراین یافته‌های سیاست غیرریکاردویی انطباق بیشتری با این واقعیت دارد.

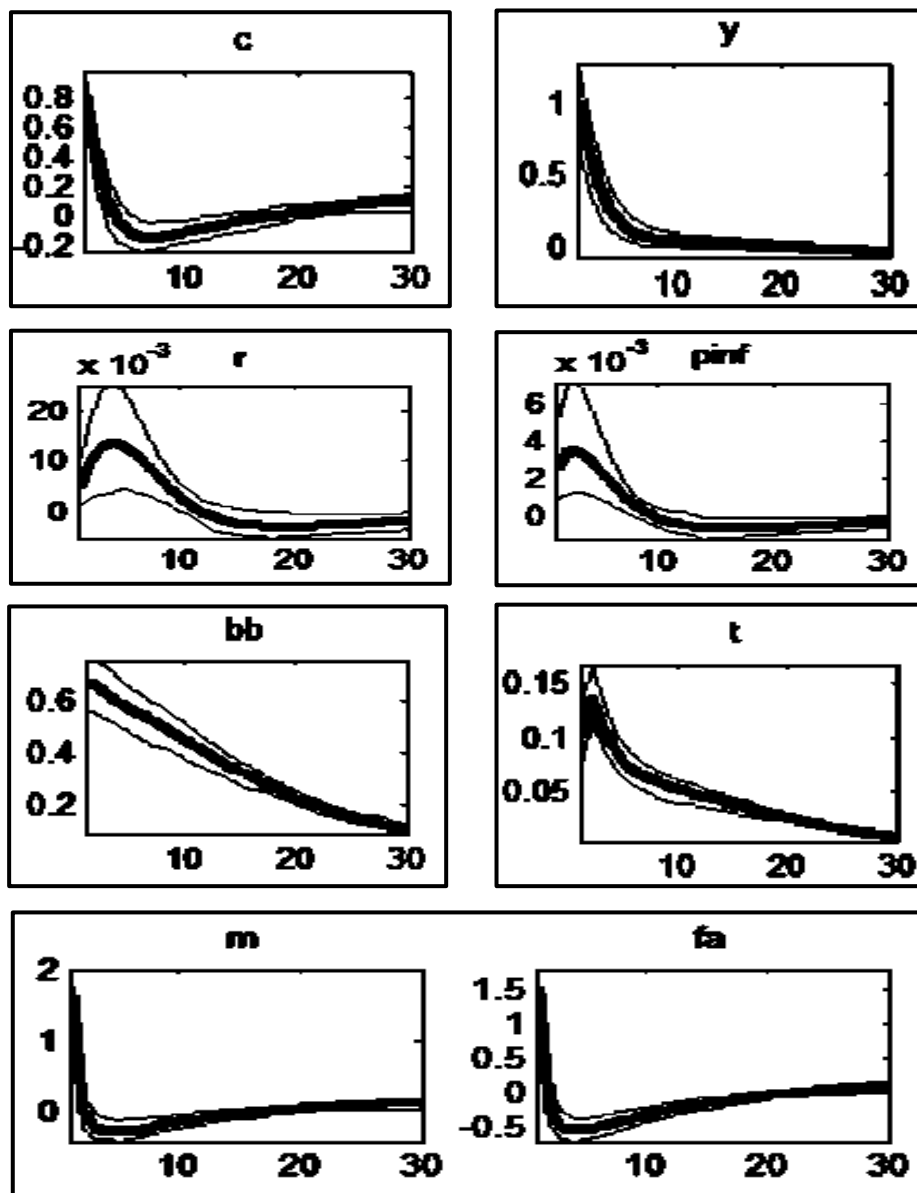
در نتیجه ایجاد یک شوک بدهی، میزان بدهی دولت (bb) در حالت ریکاردویی به میزان ۰/۸ و در حالت غیرریکاردویی به میزان ۰/۷ افزایش می‌یابد. دلیل این امر این است که در حالت غیرریکاردویی دولت سیاست پولی انبساطی را با شدت بیشتری دنبال می‌کند و بنابراین قادر است بخشی از این بدهی را با چاپ پول بیشتر جبران کند که بر این اساس میزان رشد پولی (m) در حالت غیرریکاردویی به میزان ۲ واحد و در حالت ریکاردویی به میزان ۱/۵ واحد می‌باشد.



نمودار ۳. توابع واکنش آبی تحت رژیم غیرریکاردویی با تفسیر جدید

در حالت ریکاردویی افزایش در مالیات (t) تا $0/12$ واحد و در حالت غیرریکاردویی حداکثر تا $0/1$ واحد خواهد بود، به عبارتی در حالت غیرریکاردویی بخش بیشتر بدهی

دولت با چاپ پول خواهد بود در حالی که در حالت ریکاردویی مالیات نقش مهم‌تری دارد که با توجه به واقعیات اقتصاد ایران، حالت غیرریکاردویی نزدیکی بیشتری با آن دارد.



نمودار ۴. توابع واکنش آنی تحت رژیم ریکاردویی

همچنین در حالت ریکاردویی تغییر در ذخایر بین‌المللی بانک مرکزی (fa) کم‌تر از حالت غیرریکاردویی است، در حالی که در اقتصاد ایران تزریق درآمدهای نفتی و تبدیل ارز حاصل از آن به ریال یکی از منابع مهم درآمدی است. همچنین به دلیل اینکه در رژیم غیرریکاردویی با تفسیر جدید، یکی از اهرم‌های سیاست‌گذاری دولت حفظ روند با ثبات نرخ بهره اسمی است، بنابراین افزایش در مصرف (c) و تقاضای کل (y) بیش از رژیم ریکاردویی خواهد بود.

۳.۶. تحلیل حساسیت

همانطور که در جدول (۱) آمده است، تعدادی از پارامترهای الگو کالیبره و تعدادی دیگر با روش بیزین برآورد شده‌اند. بدین منظور می‌توان با استفاده از روش تحلیل حساسیت، پارامترهای کالیبره شده و برآورد شده را مورد بررسی قرار داد. هدف از تحلیل حساسیت این است که به ازای چه دامنه‌ای از پارامترهای ساختاری، ثبات و معین بودن یک الگوی تعادل عمومی مشخص می‌شود. به منظور تحلیل حساسیت فوق از فیلتر مونت کارلو استفاده می‌شود؛ این روش معمولاً در کالیبره کردن مورد استفاده قرار گرفته و هدف مشخص کردن نواحی با ثبات الگو و تعیین نواحی بحرانی فضای پارامتری می‌باشد^۱. به منظور انجام تحلیل حساسیت با استفاده از فیلتر مونت کارلو، از آزمون دو نمونه اسمیرنف (دو طرفه) استفاده می‌شود که آماره آن به صورت زیر تعریف می‌شود:

$$d_{n,\bar{n}}(X_i) = \sup \left\| F_n(X_i|B) - F_{\bar{n}}(X_i|\bar{B}) \right\|$$

که در این رابطه B و \bar{B} دو زیر نمونه افراز شده از پارامترهای ساختاری می‌باشند. از سویی تعداد پیمایش مونت کارلو برابر N می‌باشد که $n + \bar{n} = N$. همچنین X دسته پارامترهای مدل و f تابع چگالی تحت آن افراز مربوطه می‌باشد. آماره فوق به دنبال پاسخ به این سؤال است که تحت چه سطح معنی‌داری α ، مقدار آماره سبب عدم پذیرش تابع توزیع پیشین در ثبات الگو می‌شود. این آماره نشان می‌دهد که به ازای مقادیر کالیبره شده، چه درصدی از توابع توزیع پیشین شرایط را برای ثبات الگو فراهم می‌کنند.

در حالی که مقادیر کالیبره شده باشند، نتایج نشان می‌دهد که ۹۵/۶ درصد از توابع توزیع پیشین با ثبات هستند، در حالی که با تعریف تابع توزیع پیشین برای پارامترهای سیاستی (ضریب واکنش بدهی دولت)، اگر مقدار اولیه به صورتی باشد که سیاست مالی انفعالی جلوه کند، آنگاه خروجی تحلیل حساسیت به صورت بدون تابع پیشین با ثبات، گزارش شده و در حالی که سیاست مالی فعال در نظر گرفته شود، خروجی به این صورت است که ۹۳/۷ درصد از توابع با ثبات می‌باشند، بنابراین در حالی که ضریب بدهی دولت کالیبره و به صورت فعال باشد، توابع پیشین از ثبات بیشتری برخوردار می‌شوند.

۷. نتیجه‌گیری

از این مقاله چند نکته حاصل شده است. اول اینکه در اقتصاد ایران ایجاد ثبات در سطح عمومی قیمت‌ها نیازمند هماهنگی در اجرای سیاست‌های پولی و مالی می‌باشد، به عبارت دیگر تجویز سیاست پولی فعال و استقلال بانک مرکزی در اجرای اهداف و ابزارهای خود نمی‌تواند لزوماً به پیگیری هدف ثبات سطح قیمت‌ها کمک کند.

دوم اینکه تعیین نرخ بهره اسمی نقشی اساسی در تفسیر جدید از رژیم غیرریکاردویی دارد. هرگاه دولت به منظور کاهش ارزش بدهی اسمی خود به صورت دستوری نرخ بهره را تعیین کند، به طور حتم هدف ثبات قیمتی از دسترس بانک مرکزی خارج می‌شود و کنترل آن به سیاست مالی واگذار می‌شود، در حالی که اگر نرخ بهره در واکنش به تغییرات کلان اقتصادی، از جمله تغییرات نرخ تورم، تعیین شود، به طوری که اصل تیلور برقرار باشد، آنگاه در دوره‌هایی که شوک فشار تقاضا رخ می‌دهد نرخ بهره بیش از نرخ تورم افزایش یافته و بنابراین از شدت فشار تقاضا کاسته شده و ثبات سطح قیمت در دسترس خواهد بود.

وابستگی سطح قیمت به سیاست مالی لزوماً به معنای آن نیست که با کنترل پایه پولی می‌توان ثبات در سطح عمومی قیمت‌ها را به همراه داشت، بلکه در اینجا آنچه نقش کلیدی دارد نرخ بهره اسمی و نحوه تعیین آن در اقتصاد می‌باشد. همان‌طور که نتایج حاصل از رژیم ریکاردویی نشان می‌دهد، اگر حساسیت نرخ بهره به تورم بالا باشد آنگاه شاهد نوسان کم‌تر در سطح عمومی قیمت‌ها خواهیم بود و بنابراین تحقق هدف تورم بانک مرکزی دور از ذهن نخواهد بود.

منابع

1. Calvo, G. (1983). Staggered Prices in a Utility Maximizing Framework, *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.
2. Christiano, L., Eichenbaum, M., & Evans, C. (2001). Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. Memo.
3. Fan, J., Minford, P., & Zhirong O. (2013). The Fiscal Theory of the Price Level: Identification and Testing for the UK in the 1970s. CEPR Discussion Papers.
4. Kim, S. (2003). Structural Shocks and the Fiscal Theory of Price Level in the Sticky Price Model. *Macroeconomic Dynamics*, 7(5), 759-782.
5. Koop, G. (2003). *Bayesian Econometrics*. West Sussex, England, John Wiley & Sons.
6. Lane, J. (2002). Evaluating Dynamic Stochastic General Equilibrium Models using Likelihood Methods, Rutgers University, Memo.
7. Leeper, E. (2013). Fiscal Limits and Monetary Policy. NBER Working Papers, 18877.
8. Leeper, E. (1991). Equilibria under Active and Passive Monetary and Fiscal Policies. *Journal of Monetary Economics*, 27(1), 129-147.
9. Ratto, M. (2008). Analyzing DSGE Models with Global Sensitivity Analysis. *Journal of Computational Economics*, 31, 115-139.
10. Sargent, T., & Wallace, N. (1981). Some Unpleasant Monetarist Arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5(3), 1-17.
11. Sala, L. (2004). The Fiscal Theory of the Price Level: Identifying Restrictions and Empirical Evidence. IGIER Working Paper, 257.
12. Walsh, C. (2010). *Monetary Theory and Policy*, MA, Third Edition, MIT Press.
13. Woodford, M. (2005). Monetary Policy in a World without Money, *International Finance*, 3(2), 229-260.
14. Woodford, M. (1995). Price-Level Determinacy without Control of a Monetary Aggregate. *Carnegie-Rochester Conference Series of Public Policy*, 43, 1-46.